

# **LA CONVERGENCIA DE LAS REALIDADES ECONÓMICAS COMO MOTOR DEL PROCESO DE ARMONIZACIÓN INTERNACIONAL DE LA CONTABILIDAD PÚBLICA: EL CASO DE LAS CORPORACIONES LOCALES EUROPEAS**

**María Teresa Balaguer, Iluminada Fuertes y Manuel Illueca\***

WP-EC 2000-01

Correspondencia a: M<sup>a</sup> Teresa Balaguer, Universitat Jaume I, Dept. Finanzas y Contabilidad, Campus del Riu Sec, E-12071 Castellón, Tel.: 964 728 571, Fax: 964 728 565, E-mail: bcoll@cofin.uji.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas

Primera Edición Febrero 2000

Depósito Legal: V-507-2000

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

---

\*Universitat Jaume I de Castellón. Departament de Finances i Comptabilitat.

# **LA CONVERGENCIA DE LAS REALIDADES ECONÓMICAS COMO MOTOR DEL PROCESO DE ARMONIZACIÓN INTERNACIONAL DE LA CONTABILIDAD PÚBLICA: EL CASO DE LAS CORPORACIONES LOCALES EUROPEAS**

**María Teresa Balaguer, Iluminada Fuertes y Manuel Illueca**

## **R E S U M E N**

Dado el escaso interés que muestran los usuarios externos por la información contable emanada de las CCLL, la armonización de sus normas de contabilidad dependerá de la convergencia a escala internacional de sus necesidades de información para la gestión. La aportación principal de este trabajo consiste en analizar hasta qué punto las necesidades de información han tendido a converger en los últimos años en las CCLL de los países de la Unión Europea. Para ello, hemos relacionado las necesidades de información con una serie de indicadores presupuestarios representativos del déficit, la autonomía y las competencias. Los resultados del trabajo ponen de manifiesto que en los últimos años se ha producido un proceso de convergencia en déficit, que no se ha observado en el resto de indicadores. Esta circunstancia revela que todavía persisten importantes diferencias en cuanto a las necesidades de información de las CCLL europeas, que condicionarán en el futuro un ulterior proceso de armonización.

Palabras clave : Contabilidad Pública, CCLL de la Unión Europea, armonización internacional, convergencia del entorno.

## **A B S T R A C T**

In view of the limited interest that external users have in financial reporting by local governments, the harmonization of their accounting standards will depend on the international convergence of their information requests for management. In that sense, this paper contributes to analyze whether the information needs of the European local governments have tended to converge during the last years. For this purpose, we have related information needs to several budget indicators associated with deficit, fiscal autonomy and the competencies of local governments. Our findings show that while a convergence process in deficit has taken place during the last years, the other indicators have not converged. This fact proves that there are still important differences in the information needs of European local governments, that will difficult the harmonization process in the future.

Keywords: Governmental accounting, European local Governments, International harmonization, environmental convergence.

## 1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años, el proceso de armonización de la contabilidad empresarial ha suscitado un gran interés en el ámbito académico. Autores como Blake [1990], Choi y Mueller [1992] o Nobes y Parker [1995] entre otros, han identificado los factores que explican las diferencias en los criterios y prácticas contables de los distintos países, y han analizado los mecanismos que impulsan y obstaculizan el proceso de armonización de los sistemas contables a escala internacional. En este sentido, los distintos autores han destacado el importante papel que los organismos reguladores, los usuarios externos de la contabilidad y las propias empresas multinacionales han jugado en este proceso armonizador.

En el ámbito de la contabilidad pública, el debate sobre la armonización se halla todavía en un estadio preliminar, seguramente porque el interés de los agentes económicos por la armonización es en este caso sustancialmente menor. De hecho, los estudios más relevantes en el ámbito de la contabilidad internacional se han limitado a identificar las diferencias fundamentales entre la contabilidad de los distintos países [Chan y Jones, 1988; Lüder 1989; Scheid, 1994; Mellemlvik y Monsen, 1995; Pina y Torres, 1996; Lapsley y Pallot, 1997; Montesinos *et al.*, 1998], y a relacionar dichas diferencias con determinadas variables socioeconómicas [Lüder, 1992 y 1994; Chan, 1994; Mader y Schedler, 1994; Pallot, 1995; Mussari, 1995; Godfrey *et al.*, 1996; Vela y Fuertes, 1997]. Estas aportaciones constituyen el punto de partida de este trabajo, que tiene como principal objetivo analizar hasta qué punto el entorno económico de las corporaciones locales de la Unión Europea podría influir sobre el proceso armonizador de sus sistemas contables.

En el caso de las corporaciones locales, es evidente que los factores que deben impulsar la armonización contable no coinciden con los que han permitido la armonización gradual de la contabilidad empresarial. En este caso, el conjunto de potenciales usuarios de la contabilidad no presiona insistentemente en favor de la armonización. De hecho, los organismos reguladores de carácter transnacional, como por ejemplo la Unión Europea, prefieren utilizar la contabilidad nacional en lugar de la contabilidad pública, pese a que este sistema de información no es precisamente el más idóneo para comparar los datos referidos a países distintos [Lüder y Jones, 1996]. Por otra parte, no es habitual que las corporaciones locales acudan al mercado internacional de capitales para obtener financiación, por lo que tampoco existe mucho interés entre los potenciales prestamistas por disponer de información contable homogénea de las corporaciones locales de los distintos países. El resto de usuarios externos -contribuyentes,

electores, medios de comunicación, etc.-, que no suelen estar muy interesados en las cuentas de los municipios en los que residen [Vela, 1996], menos aún lo están en los estados contables de los municipios de otras naciones. Finalmente, los usuarios internos -gestores y diseñadores de políticas- no tienen una necesidad tan evidente de comparar la información contable de distintos países, como la que manifiestan las empresas multinacionales que operan con sucursales en todo el mundo. Al contrario, los gobiernos locales actúan dentro de sus demarcaciones territoriales y carecen de una dimensión internacional.

En definitiva, los factores que han impulsado la armonización de la contabilidad empresarial no van a conducir a una armonización gradual de la contabilidad de las corporaciones locales europeas. En este contexto, es posible que los distintos organismos internacionales tomen la iniciativa en materia de normalización, dictando normas de contabilidad aplicables a este nivel de gobierno<sup>2</sup>. Pero, irremediablemente, estas normas encontrarán el rechazo de los usuarios internos de la contabilidad, que tratarán de mantener sus propios sistemas de información, diseñados históricamente para atender a sus necesidades específicas de gestión. En consecuencia, dado el escaso interés que muestran los usuarios externos por el proceso de armonización, será difícil que las corporaciones locales acepten un sistema contable homogéneo si sus necesidades de información para la gestión son heterogéneas. Desde esta perspectiva, sólo si las necesidades de información de las corporaciones locales europeas tienden a converger, podrá producirse un proceso de armonización de sus sistemas contables públicos<sup>3</sup>.

En este contexto, el objetivo fundamental de este trabajo consiste en analizar hasta qué punto las necesidades de información de las corporaciones locales europeas han tendido a converger en los últimos años. Para ello, hemos tenido que hacer frente al problema de medir de algún modo las necesidades de información de una corporación local. Siguiendo a Hood [1995] y Helden [1999]<sup>4</sup>, hemos supuesto que las necesidades de información de estas entidades dependen en cierto modo de determinadas variables económicas que caracterizan su actividad cotidiana; en concreto, la estructura de sus ingresos, la naturaleza de las competencias que tienen

---

<sup>2</sup>De hecho el Comité del Sector Público (PSC) de la International Federation of Accountants (IFAC) ha dictado ya normas al respecto (International Public Sector Accounting Standards), que están pendientes de publicación definitiva.

<sup>3</sup> De hecho, autores como Choi [1981]; Marín Medina [1987] y Laínez [1993] han señalado la importancia de la convergencia previa de las realidades socioeconómicas en los procesos de armonización de la contabilidad.

<sup>4</sup>Estos dos autores relacionan la introducción del *New Public Management* con los problemas financieros de las corporaciones locales.

asignadas y su déficit. De este modo, contrastando el grado de convergencia de estas variables, hemos podido inferir la existencia o no de convergencia en las necesidades de información.

Como resultado de los objetivos y el enfoque descrito en el párrafo anterior, hemos estructurado el trabajo en seis apartados. Tras este primer apartado dedicado a justificar y plantear nuestro estudio, en el segundo describimos la base de datos utilizada y los indicadores empleados para medir las características socioeconómicas que señalábamos con anterioridad. Dada la no normalidad que caracteriza a la distribución de probabilidad de los indicadores, hemos utilizado técnicas no paramétricas para comprobar la existencia o no de convergencia entre los distintos países considerados. La primera de estas técnicas, cuya aplicación constituye el objetivo del tercer apartado, consiste en la estimación de la función de densidad de los indicadores en distintos momentos del tiempo, para poder contrastar en cada caso si la masa probabilística tiende o no a concentrarse en torno a un valor concreto como la media o la moda de la distribución. Pero tal y como señala Quah [1993], el análisis de la convergencia no debe centrarse tan sólo en la forma de las funciones de densidad, sino también en el modo en que los individuos se desplazan dentro de la distribución a lo largo del tiempo. Por ello, en los apartados cuarto y quinto, extendemos el análisis a los movimientos intra distribución; esto es, analizamos para cada indicador los cambios en las posiciones relativas de los distintos países. Finalmente, en el sexto apartado, planteamos las conclusiones fundamentales del trabajo.

## **2. BASE DE DATOS E INDICADORES UTILIZADOS**

Para llevar a cabo nuestro estudio hemos utilizado información estadística procedente del Fondo Monetario Internacional. En particular, hemos empleado datos presupuestarios de las corporaciones locales de catorce países de la Unión Europea<sup>5</sup>, correspondientes al periodo 1978-1995. La disponibilidad de información es prácticamente total para los países considerados, a excepción de Italia (para la que no existe información referida al periodo 1978-1984 y 1990-1994), Portugal (para el periodo 1978-1986) y Luxemburgo (año 1989). En base a estos datos presupuestarios hemos construido una serie de indicadores -ver cuadro 1-, que se hallan relacionados a priori con las necesidades de información de las corporaciones locales. En

---

<sup>5</sup> Todos a excepción de Grecia, cuyos datos no están disponibles para este nivel de gobierno.

concreto, los indicadores analizados pueden agruparse en tres categorías: la estructura de los ingresos, las competencias y el déficit público.

## 2.1. Estructura de los ingresos

Uno de los factores determinantes de las necesidades de información de una corporación local es sin duda alguna su estructura de ingresos. Obviamente, no tiene las mismas necesidades de gestión una corporación local que obtiene sus recursos mayoritariamente vía transferencias, que otra que los obtiene a través de impuestos o mediante el cobro de tasas y precios públicos por la prestación de servicios [Gillet y Heiles, 1999]. Por ello, hemos querido comprobar si la estructura de ingresos de las corporaciones locales europeas ha tendido o no a converger en los últimos años. Con esta finalidad, hemos introducido en el análisis tres indicadores : el grado de presión fiscal -definido como *impuestos / ingresos totales*-, un indicador relacionado con las tasas y los precios públicos -representado por el ratio *ingresos no impositivos / ingresos totales*- y el grado de autonomía de la corporación local -calculado mediante la expresión *transferencias recibidas / ingresos totales*-.

**Cuadro 1: Indicadores seleccionados para el análisis**

<i>Estructura de los ingresos</i>	
Presión fiscal	Impuestos / Ingresos totales
Tasas y precios públicos	Ingresos no impositivos / Ingresos totales
Autonomía	Transferencias recibidas / Ingresos totales
<i>Competencias</i>	
CCLL vs AAPP	Gastos CCLL / Gastos AAPP
Capacidad inversora	Gastos de capital / Gastos totales
<i>Tendencia al endeudamiento</i>	
Déficit público	Gastos totales / Ingresos totales

## **2.2. Las competencias de las corporaciones locales**

Es sabido que en Europa coexisten distintos modelos de organización política, que abarcan desde los estados federales, como Alemania y Austria, a los países unitarios como Francia. En este escenario político heterogéneo no es extraño que el tipo de competencias que asumen las corporaciones locales varíe sustancialmente por países: en algunos de ellos prestan servicios educativos, en otros se ocupan de la sanidad y en otros proveen a la colectividad de infraestructuras públicas.

La heterogeneidad competencial que caracteriza a las corporaciones locales ha incidido en la diversidad de sistemas contables públicos que coexisten en Europa. En buena lógica, las corporaciones locales que asumen más competencias requerirán más información que aquellas que se dedican a aspectos puramente administrativos, las que prestan servicios privatizables habrán tendido a adaptar su contabilidad a la contabilidad empresarial y las que destinan más recursos a las obras de infraestructura prestarán más atención al modo de contabilizar los gastos de capital. Parece claro en consecuencia que la armonización de los sistemas contables públicos será más fácil si la naturaleza de las competencias que asumen las corporaciones locales europeas tiende a converger. En este sentido, para contrastar la existencia de un proceso de convergencia competencial, hemos empleado dos indicadores: el ratio *gastos de las corporaciones locales / gastos de las administraciones públicas* y el ratio *gastos de capital / gastos totales*.

## **2.3. El déficit público**

El modo de gestionar cualquier administración pública depende decisivamente de la existencia de restricciones al endeudamiento. Con independencia de la estructura de los ingresos y del tipo de competencias, el deseo de controlar el déficit obliga a los gestores públicos a utilizar un sistema de información que permita desarrollar prácticas de gestión que garanticen una utilización eficiente de los recursos. De hecho, Hood [1995] señala que el *New Public Management* se ha desarrollado fundamentalmente en países en los que el sector público atravesaba situaciones de tensión financiera. Introduciendo en nuestro análisis un indicador relacionado con el déficit público *-ingresos totales / gastos totales-*, hemos querido comprobar si, efectivamente, el control del déficit ha constituido un objetivo de gestión común de las corporaciones locales europeas, que haya incidido favorablemente en el proceso de armonización contable.

Una vez planteada la relación existente entre los indicadores seleccionados y las necesidades de información, nuestro objetivo consiste en comprobar si los indicadores han tendido o no a converger en los últimos años<sup>6</sup>. Con ello, pretendemos inferir si existe o no una tendencia convergente de las necesidades de información de las corporaciones locales que respalde una hipotética armonización de sus sistemas contables.

### 3. LA EVOLUCIÓN DE LA FUNCIÓN DE DENSIDAD DE LOS INDICADORES

En principio, el modo más intuitivo de apreciar la existencia de convergencia en un indicador concreto consiste en comprobar si, con el paso del tiempo, la masa probabilística tiende o no a concentrarse en un único punto. Para poder constatar este hecho, es preciso estimar las funciones de densidad de los indicadores en momentos distintos del tiempo. Obviamente, si los indicadores se distribuyeran como variables normales, bastaría con observar la evolución en el tiempo de su desviación típica, para contrastar si las observaciones se hallan o no cada vez más próximas a la media [Barro y Sala-i-Martin, 1992].

Sin embargo, los resultados del cuadro 2, en el que aparecen los estadísticos descriptivos de los indicadores, ponen de manifiesto que las variables analizadas en este trabajo no son normales. Es más, la fuerte asimetría que acreditan, junto con su escasa kurtosis, podrían constituir un indicio de multimodalidad. En estas condiciones, incluso las distribuciones de cuatro parámetros, como la *Beta de Fisher* o la *Ramberg Schmeiser* propuestas por Lau, Lau y Wingender [1995], podrían resultar inadecuadas para contrastar si, con el paso del tiempo, la masa probabilística tiende o no a concentrarse en un punto. Por ello, Quah [1993] propone en este contexto la estimación de las funciones de densidad de los indicadores mediante técnicas no

---

<sup>6</sup> Para llevar a cabo el análisis estadístico propuesto, hemos transformado los indicadores utilizados, dividiéndolos por su media anual:

$$INDICADOR\ CORREGIDO_{it} = \frac{indicador_{it}}{\frac{1}{14} \sum_{i=1}^{14} indicador_{it}}$$

De este modo, la media de los indicadores es constante en el tiempo e igual a 1.



paramétricas. En concreto, la estimación se basa en la técnica conocida como *kernel smoothing* que consiste en la estimación de funciones de densidad de tipo:

$$\bar{f}(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n k\left(\frac{x-x_i}{h}\right) \quad [1]$$

donde  $n$  es el número de observaciones,  $x_i$  son las distintas observaciones muestrales de la variable  $x$ ,  $h$  el parámetro de alisamiento y  $K$  la función kernel que cumple:

$$\int_{-\infty}^{\infty} K(x) dx = 1 \quad [2]$$

Tal y como se desprende de la ecuación (1), la estimación no paramétrica de la función de densidad de los indicadores recae en la elección de la función kernel y en la determinación del parámetro de alisamiento  $h$ . Silverman [1986] señala, no obstante, que la elección de la función kernel apenas afecta a la eficiencia de las estimaciones, por lo que hemos decidido seleccionar una alternativa teórica que facilitara la estimación. En particular, hemos seleccionado en este caso el Kernel Gaussiano, definido como:

$$K(t) = \frac{1}{\sqrt{2}} e^{-\frac{1}{2}t^2} \quad [3]$$

La selección del parámetro de alisamiento  $h$  resulta mucho más controvertida. En este sentido, hemos optado por el estimador *solve-the-ecuation-plug-in*, propuesto por Sheather y Jones [1991], que según Park y Turlach [1992], Cao, Cuevas y González Manteiga [1994] y Jones, Marron y Sheather [1996] proporciona resultados más satisfactorios que otros estimadores empleados habitualmente como el *Least Squares Cross Validation* o el *Biased Cross Validation*.

En base a esta metodología, hemos estimado dos funciones de densidad para cada indicador correspondientes al periodo 1978-1987 y 1988-1995 respectivamente. Los resultados de la estimación aparecen en los gráficos 1 a 6.

**Cuadro 2: Estadísticos descriptivos de los indicadores seleccionados**

<b>Presión fiscal: Impuestos / Ing. totales</b>						<b>Autonomía: Transf. / Ing. totales</b>					
	Máximo	Mínimo	Des. típ.	Asim.	Curtosis		Máximo	Mínimo	Des. típ.	Asim.	Curtosis
1978	1.62	0.05	0.45	-0.64	2.75		1.91	0.38	0.44	0.52	2.38
1979	1.60	0.05	0.45	-0.75	2.74		1.90	0.41	0.43	0.64	2.51
1980	1.58	0.05	0.46	-0.80	2.72		1.87	0.35	0.44	0.52	2.34
1981	1.90	0.05	0.50	-0.28	2.64		1.94	0.14	0.51	0.19	2.24
1982	1.88	0.05	0.50	-0.37	2.75		1.99	0.19	0.52	0.36	2.32
1983	1.90	0.05	0.50	-0.37	2.75		2.00	0.18	0.53	0.34	2.28
1984	1.81	0.05	0.49	-0.56	2.76		2.00	0.26	0.51	0.44	2.30
1985	1.55	0.05	0.45	-1.01	2.96		1.96	0.30	0.47	0.64	2.50
1986	1.60	0.05	0.46	-0.91	3.01		1.94	0.32	0.46	0.66	2.61
1987	1.65	0.06	0.46	-0.84	2.92		1.93	0.33	0.45	0.62	2.59
1988	1.67	0.17	0.41	-0.70	2.90		1.82	0.39	0.41	0.51	2.40
1989	1.66	0.19	0.42	-0.65	2.67		1.83	0.40	0.43	0.59	2.32
1990	1.76	0.20	0.46	-0.36	2.17		1.79	0.37	0.43	0.43	2.05
1991	1.86	0.19	0.51	-0.31	2.16		1.67	0.32	0.45	0.28	1.89
1992	1.94	0.19	0.53	-0.15	2.10		1.67	0.33	0.44	0.27	2.01
1993	1.96	0.18	0.52	-0.07	2.14		1.67	0.33	0.44	0.33	1.86
1994	1.99	0.18	0.53	-0.06	2.23		1.70	0.33	0.45	0.32	1.86
1995	1.97	0.17	0.51	-0.11	2.25		1.72	0.33	0.44	0.29	1.92

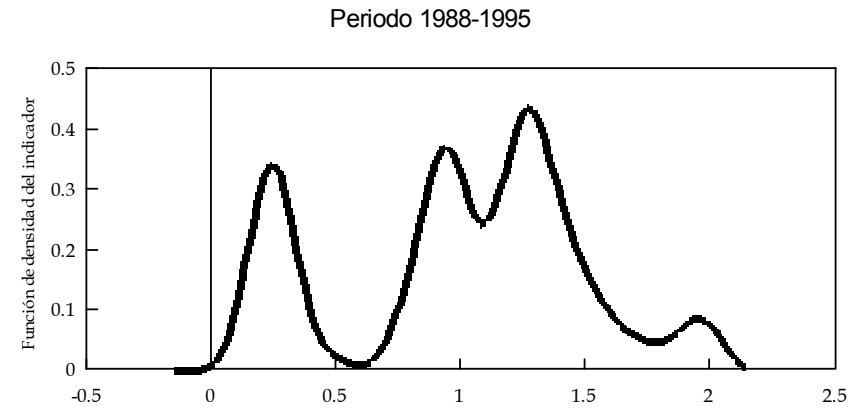
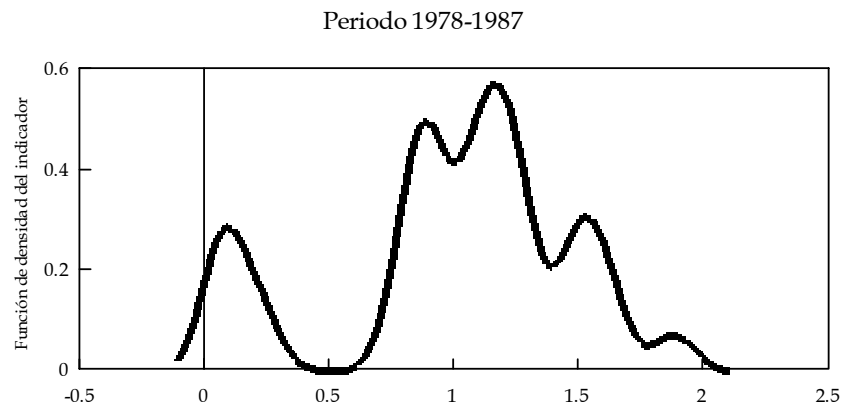
  

<b>Tasas y precios públicos: Ing. no impositivos / Ing. totales</b>						<b>Déficit público: Gastos / Ingresos</b>					
	Máximo	Mínimo	Des. típ.	Asim.	Curtosis		Máximo	Mínimo	Des. típ.	Asim.	Curtosis
1978	1.90	0.41	0.46	0.59	2.17		1.07	0.94	0.05	0.19	1.55
1979	1.92	0.44	0.44	0.60	2.33		1.11	0.93	0.05	0.59	2.37
1980	1.91	0.46	0.41	0.70	2.89		1.15	0.93	0.06	1.12	3.40
1981	1.98	0.40	0.44	0.69	2.89		1.18	0.91	0.09	1.01	2.53
1982	2.01	0.38	0.44	0.81	3.16		1.15	0.91	0.07	1.08	3.21
1983	2.09	0.37	0.47	0.90	3.26		1.13	0.85	0.07	0.02	3.08
1984	2.03	0.38	0.44	0.87	3.38		1.13	0.90	0.05	0.64	3.80
1985	1.95	0.37	0.43	0.61	2.90		1.11	0.88	0.05	-0.40	4.28
1986	1.96	0.37	0.42	0.70	3.22		1.16	0.88	0.07	0.78	3.58
1987	2.04	0.43	0.44	0.92	3.33		1.16	0.97	0.05	2.32	7.44
1988	2.09	0.48	0.47	0.97	3.07		1.13	0.96	0.05	1.74	5.52
1989	1.93	0.47	0.49	0.85	2.95		1.04	0.96	0.03	-0.08	1.77
1990	1.94	0.47	0.44	0.80	2.53		1.05	0.94	0.03	0.08	2.93
1991	1.90	0.47	0.42	0.82	2.54		1.06	0.96	0.03	0.88	3.62
1992	1.85	0.47	0.45	0.71	2.19		1.07	0.92	0.04	0.07	2.34
1993	1.79	0.46	0.46	0.48	1.69		1.04	0.94	0.03	-0.45	2.41
1994	1.92	0.42	0.48	0.54	2.00		1.05	0.89	0.04	-1.28	3.94
1995	1.94	0.43	0.51	0.47	1.77		1.05	0.93	0.04	-0.28	1.59

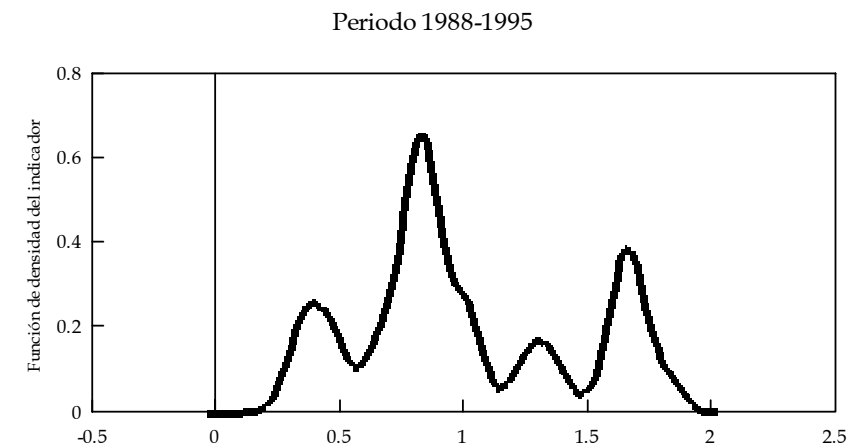
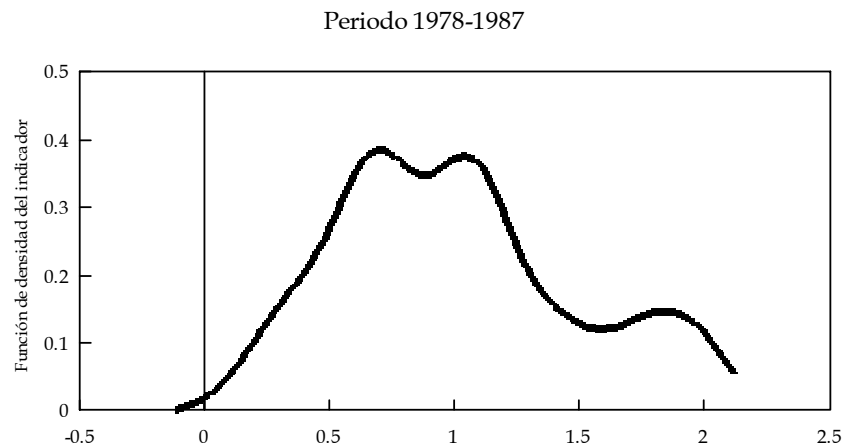
**Cuadro 2: Estadísticos descriptivos de los indicadores seleccionados (cont.)**

<b>Infraestructuras: Gtos. capital / Gtos totales</b>						<b>Competencias: Gtos CC.LL / Gtos AA.PP.</b>				
	Máximo	Mínimo	Des. típ.	Asim.	Curtosis		Máximo	Mínimo	Des. típ.	Asim. Curtosis
1978	1.62	0.54	0.37	0.41	1.66		2.09	0.40	0.51	0.65 2.41
1979	1.68	0.56	0.38	0.53	1.77		2.07	0.41	0.51	0.63 2.37
1980	1.80	0.56	0.40	0.69	2.06		2.09	0.42	0.51	0.70 2.47
1981	2.14	0.39	0.48	0.99	3.13		2.12	0.41	0.53	0.68 2.25
1982	2.00	0.31	0.46	0.60	2.65		2.09	0.43	0.53	0.69 2.22
1983	1.74	0.28	0.42	0.18	2.15		2.03	0.43	0.53	0.54 1.94
1984	1.70	0.32	0.41	0.13	1.92		1.99	0.49	0.50	0.55 1.91
1985	1.68	0.36	0.42	0.12	1.60		1.99	0.48	0.50	0.59 2.00
1986	1.73	0.37	0.47	0.20	1.45		2.00	0.47	0.50	0.60 2.06
1987	2.05	0.37	0.51	0.59	2.21		1.97	0.46	0.49	0.54 2.04
1988	2.12	0.38	0.51	0.76	2.61		1.99	0.49	0.49	0.65 2.19
1989	1.84	0.36	0.45	0.38	2.05		1.98	0.46	0.48	0.61 2.18
1990	1.71	0.29	0.47	0.07	1.74		1.98	0.44	0.49	0.60 2.16
1991	1.72	0.28	0.50	0.08	1.60		1.99	0.43	0.47	0.63 2.39
1992	1.79	0.30	0.52	0.17	1.51		2.00	0.44	0.46	0.67 2.60
1993	1.85	0.30	0.51	0.12	1.82		2.03	0.48	0.46	0.75 2.82
1994	1.67	0.29	0.48	-0.08	1.72		2.07	0.48	0.46	0.82 3.04
1995	1.76	0.29	0.50	0.05	1.77		2.06	0.29	0.49	0.38 2.14

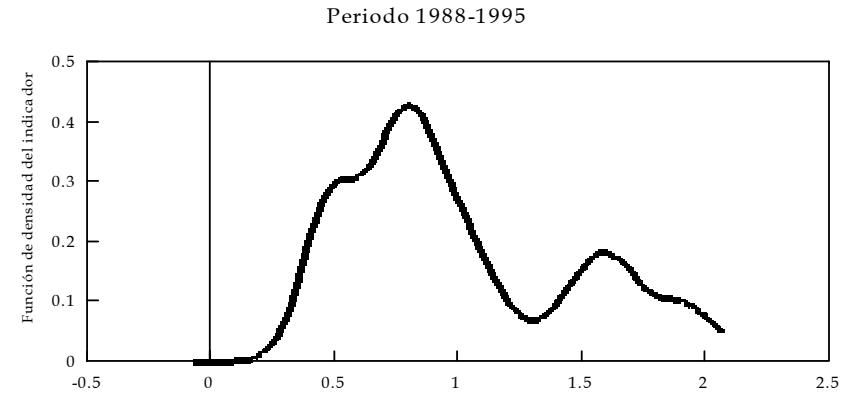
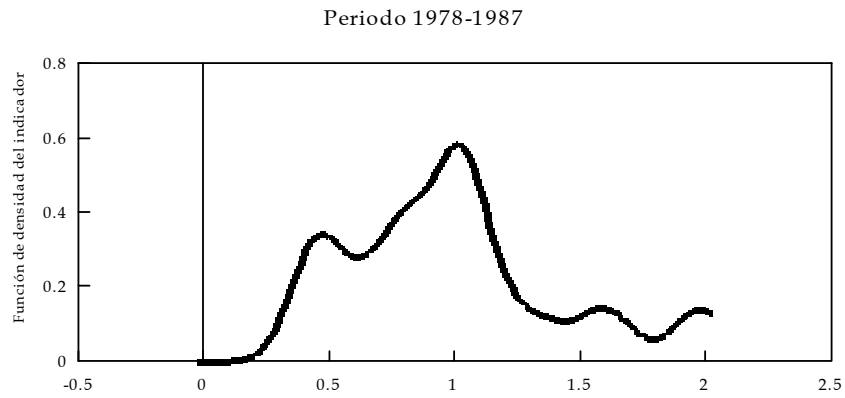
**Gráfico 1: Ingresos impositivos / ingresos totales en las CCLL de los países de la UE**



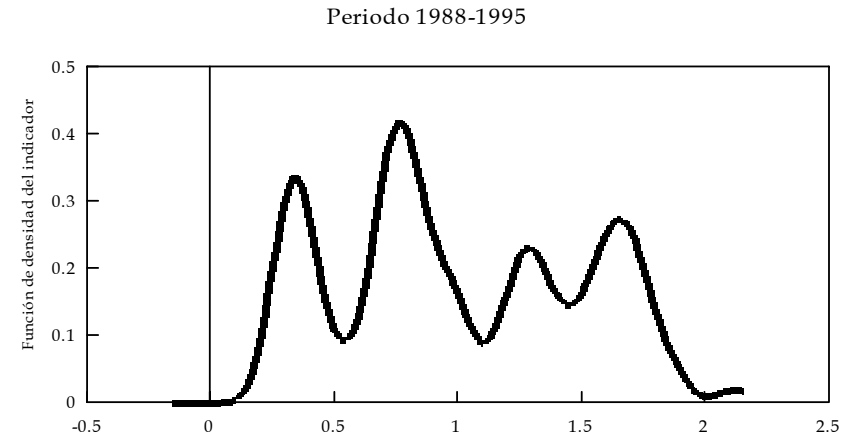
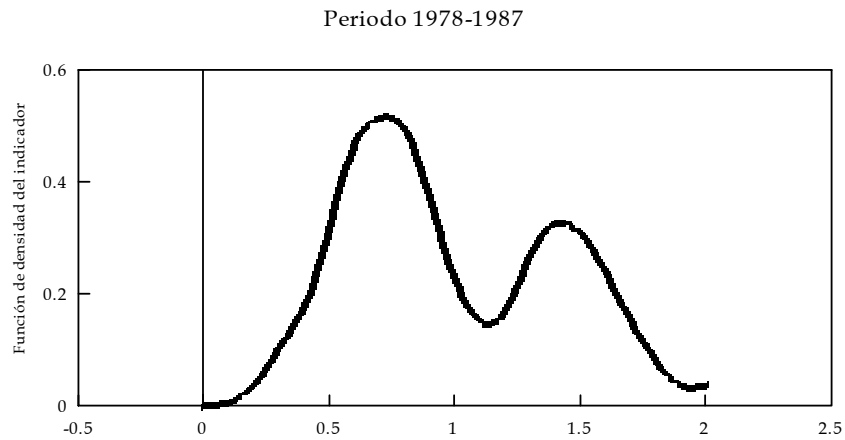
**Gráfico 2: Transferencias recibidas / ingresos totales en las CCLL de los países de la UE**



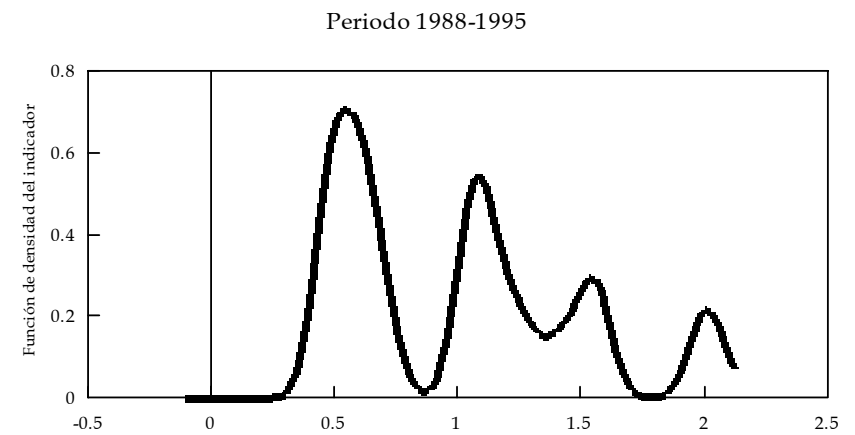
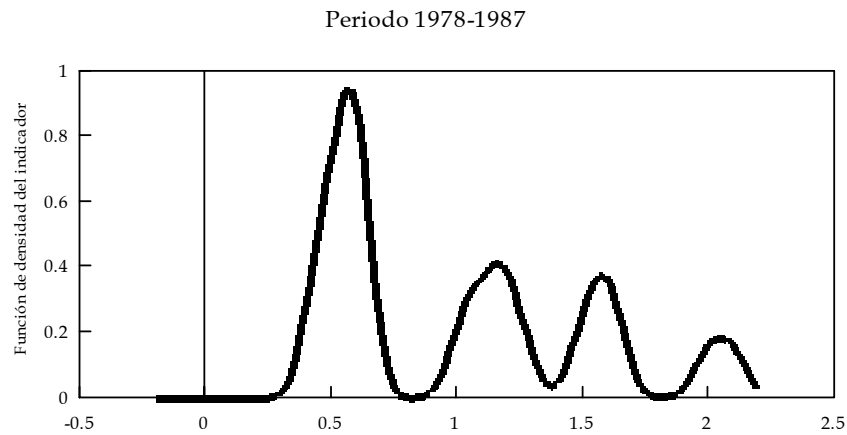
**Gráfico 3: Ingresos no impositivos / ingresos totales en las CCLL de los países de la UE**



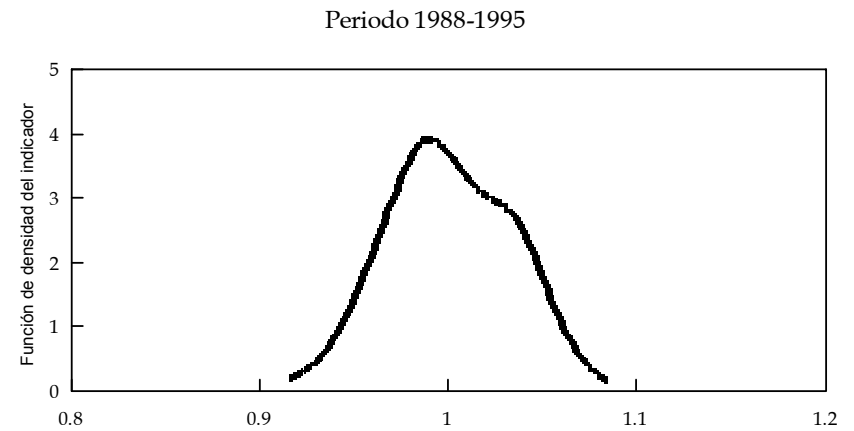
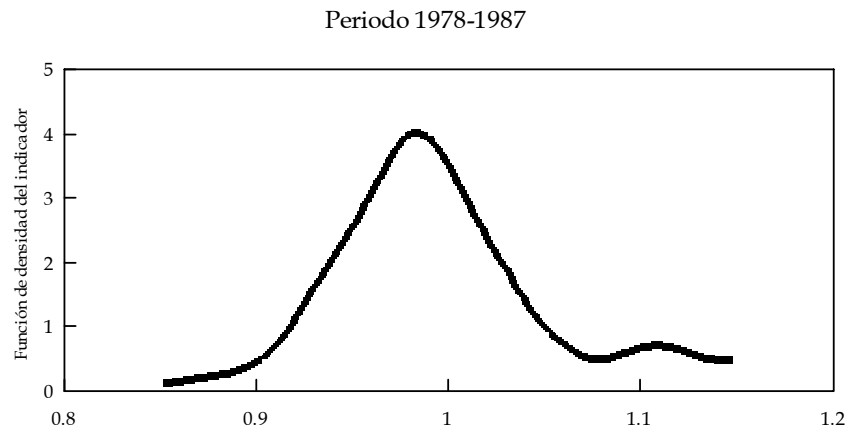
**Gráfico 4: Gastos de capital / gastos totales en las CCLL de los países de la UE**



**Gráfico 5: Gastos totales de las CCLL / gastos totales de las AAPP de los países de la UE**



**Gráfico 6: Gastos totales / ingresos totales de las CCLL de los países de la UE**



En términos generales, se confirma la tendencia a la multimodalidad de los indicadores, que anticipábamos con anterioridad al analizar sus estadísticos descriptivos. La naturaleza de los datos confirma, por tanto, el interés del enfoque no paramétrico que adoptamos en este trabajo para el análisis de la convergencia [Quah, 1993 y 1996]. De hecho, salvo el indicador del déficit, el resto de indicadores se caracterizan por una distribución de probabilidad cuanto menos bimodal<sup>7</sup>.

En cierto modo, la multimodalidad es el fiel reflejo de la coexistencia en el seno de la Unión Europea de distintos modelos de corporaciones locales. Pero el objetivo de este trabajo no consiste en poner de manifiesto la existencia de distintos modelos de administración local, sino en comprobar si éstos han tendido o no a converger en los últimos años. En este sentido, la estimación de las funciones de densidad de los indicadores en periodos distintos del tiempo no permite afirmar que las corporaciones locales se parezcan más entre sí a mediados de los 90 que a finales de los 70.

Al contrario, en determinadas variables parece haberse producido un fenómeno divergente; en concreto, en los ratios *transferencias / ingresos totales*, *ingresos no impositivos / ingresos totales* y *gastos de capital / gastos totales*. En efecto, el gráfico 2 muestra como el primero de estos tres ratios pasa de una estructura prácticamente unimodal en el periodo 1978-1987 a una estructura multimodal (4 modas) en el periodo 1988-1995. Por otra parte, el gráfico 3 permite apreciar como, con el paso del tiempo, se acentúa el carácter bimodal de la función de densidad del ratio *ingresos no impositivos / ingresos totales*. Por último, el gráfico 4 permite apreciar la evolución del ratio *gastos de capital / gastos totales*, que abandona su estructura bimodal, para pasar a una estructura de cuatro modas en el periodo 1988-1995.

En el resto de indicadores apenas se producen variaciones en la forma de las funciones de densidad. El ratio *ingresos impositivos / ingresos totales* conserva su carácter multimodal, al igual que el ratio *gastos de las CCLL / gastos de las AAPP*. Mención aparte merece el indicador del déficit, que es el único ratio cuya distribución de probabilidad es unimodal. Aunque en este caso tampoco se aprecia con nitidez una tendencia clara a la convergencia, sí parece existir un leve desplazamiento de la masa probabilística desde las colas de la distribución hacia los valores centrales de la misma.

---

<sup>7</sup> En ocasiones, la distribución de probabilidad de los indicadores admite hasta cuatro modas distintas (véase por ejemplo, el caso del ratio *Gastos de las CCLL / gastos de las AAPP*).

En definitiva, el análisis gráfico de la evolución de las funciones de densidad no permite concluir que las corporaciones locales hayan tendido a converger en el periodo 1978-1995. Al contrario, el análisis de indicadores relacionados con los ingresos, los gastos y el déficit de estas entidades parece indicar que las diferencias que las separan han tendido a acentuarse. Pero el mero análisis de los cambios en la forma de las funciones de densidad puede resultar insuficiente para determinar la existencia o no de un proceso convergente. Podría ocurrir que la masa probabilística no tendiera a concentrarse en un punto concreto como la media o la moda de la distribución y que, sin embargo, estuvieran produciéndose cambios en las posiciones relativas de los distintos individuos, que implicaran la existencia de un proceso de convergencia a medio o largo plazo [Quah, 1993]. Por ello, es preciso completar el análisis estudiando los movimientos que se producen dentro de las distribuciones; esto es, modelizando la dinámica de las distribuciones.

#### 4. EL ANÁLISIS GRÁFICO DE LA DINÁMICA DE LAS DISTRIBUCIONES

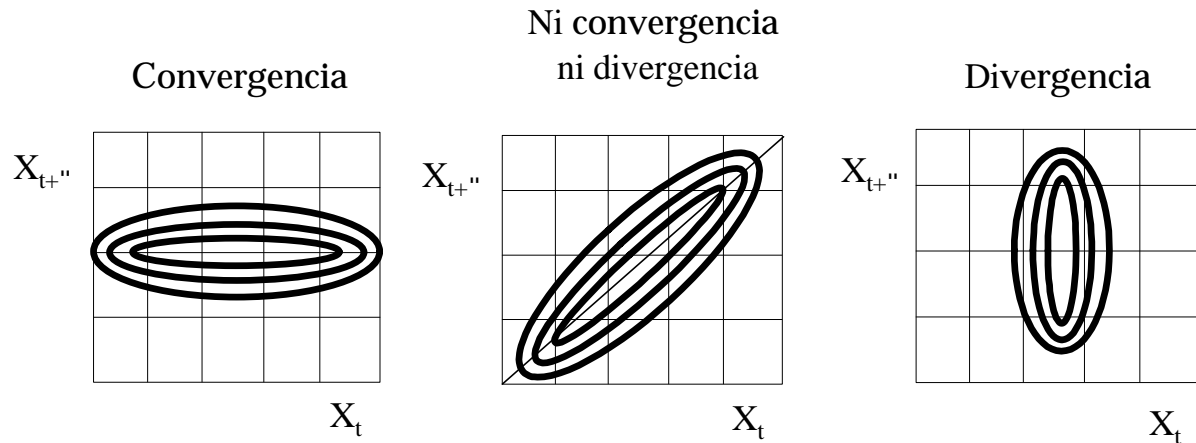
La modelización de la dinámica de las distribuciones se basa en los denominados *kernels estocásticos* [Stokey y Lucas, 1989], que describen la ley de movimiento de una secuencia de distribuciones. Dada la extraordinaria dificultad que entraña la derivación matemática de estas leyes de movimiento, Quah [1993] plantea su análisis desde una doble perspectiva: el análisis gráfico, basado en la estimación de funciones de densidad bidimensionales, y la estimación de la distribución ergódica de las variables. En este apartado, llevamos a cabo la primera etapa del estudio de las leyes de movimiento: el análisis gráfico.

Sea  $X_t$  un indicador de media igual a 1 que mide una característica concreta de los individuos en el momento  $t$ . El modo más intuitivo de estudiar la naturaleza de los cambios en las posiciones relativas de los individuos consiste en analizar gráficamente la forma de la función de densidad de la variable  $X_{t+\tau}$  condicionada a  $X_t$ , para  $\tau > 0$ . Tal y como puede apreciarse en el gráfico 7, si desde el momento  $t$  al momento  $t+\tau$  los individuos no han tendido ni a converger ni a diverger, la probabilidad se concentrará en aquellas combinaciones de  $X_t$  y  $X_{t+\tau}$  en las que  $X_t = X_{t+\tau}$ . Lógicamente, si nos hallamos ante un proceso convergente, la probabilidad se acumulará en las combinaciones en las que la variable  $X_{t+\tau}$  tome los valores centrales de la variable  $X_t$ ; mientras que si el proceso es divergente, la masa probabilística se concentrará en aquellas combinaciones en las que  $X_{t+\tau}$  tome los valores extremos de  $X_t$ .



**Gráfico 7: Análisis gráfico de la convergencia mediante la función de densidad de  $X_{t+}$  condicionado a  $X_t$ .**

Los círculos concéntricos representan niveles distintos de la función de densidad  $X_{t+}$  condicionada a  $X_t$



En definitiva, para analizar gráficamente los movimientos intradistribución es necesario estimar la función de densidad del indicador  $X$  en el momento  $t+$ , condicionada al valor que tome el indicador en el momento  $t$ . Para ello, utilizaremos nuevamente las técnicas no paramétricas de estimación, en concreto, el *kernel smoothing* que para el caso bivalente adopta la forma:

$$\bar{f}(X;H) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K_H(X \& X_i) \quad [4]$$

donde  $X_i$  es un vector bidimensional que contiene las realizaciones muestrales de las variables  $X_t$  y  $X_{t+}$  para el individuo  $i$ ,  $n$  es el número de observaciones y  $K_H$  es una función de tipo:

$$K_H(X) = |H|^{1/2} K(H^{1/2} X) \quad [5]$$

donde  $H$  es una matriz de alisamiento de dimensión  $2 \times 2$  y  $K$  una función kernel que satisface la ecuación (2). Al igual que en el caso univariante, la estimación recae en la elección de la función kernel y de la matriz  $H$ . En este caso, también por razones operativas, utilizaremos el denominado Kernel de Epanechnikov definido como:

$$K_e(X) = \frac{2}{\pi}(1 - X^T X) \text{ si } X^T X < 1$$

$$= 0 \text{ en otro caso}$$

Dadas las dificultades de estimar cuatro parámetros de alisamiento, supondremos que la matriz  $H$  es diagonal y definida positiva; esto es, supondremos que existe un parámetro de alisamiento tanto para  $X_t$  como para  $X_{t+\alpha}$ . Siguiendo a Wand y Jones [1994], ambos parámetros han sido estimados en cada caso mediante el método iterativo *solve-the-equation-plug-in*.

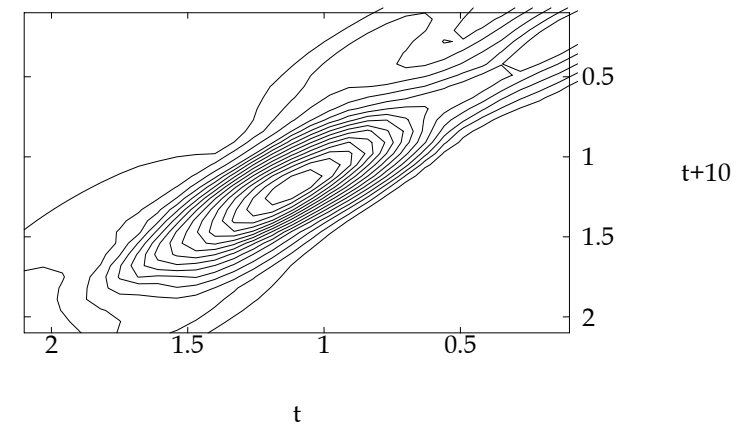
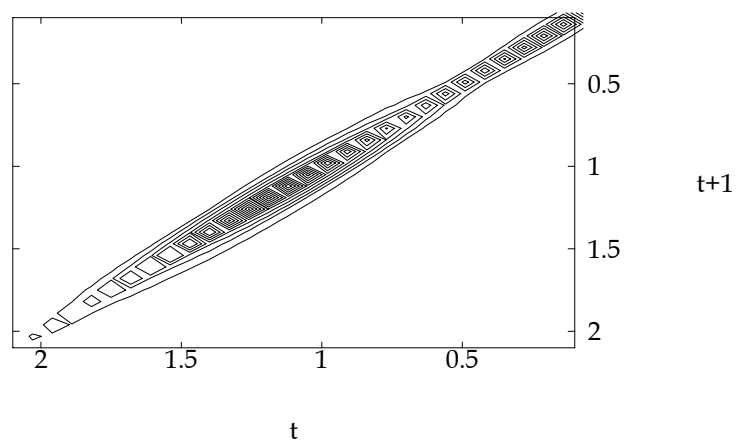
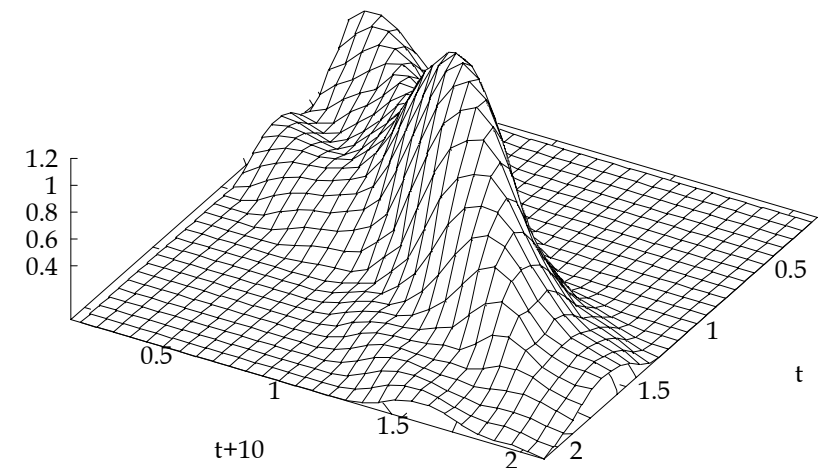
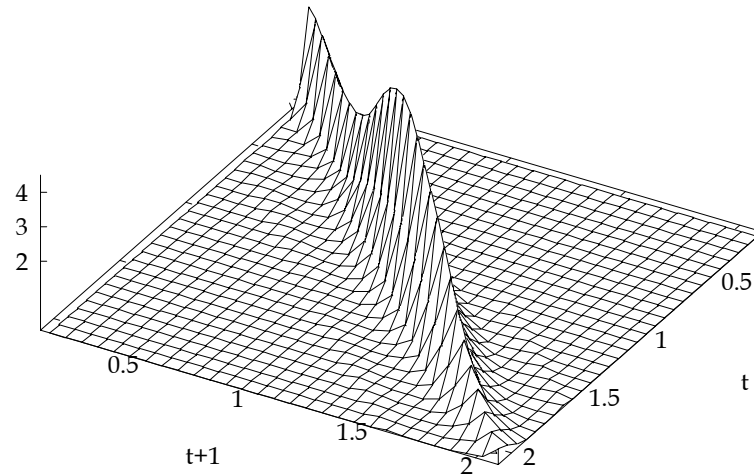
Para apreciar la tendencia a la convergencia o divergencia en cada uno de los seis indicadores propuestos en este trabajo, hemos estimado las funciones de densidad condicionadas de los distintos indicadores en los momentos  $t$  y  $t+1$  (transición anual) y en los momentos  $t$  y  $t+10$  (transición en diez años). Los resultados de la estimación aparecen en los gráficos 8 a 13.

En los gráficos representativos de las transiciones anuales de los distintos indicadores, se observa como la masa probabilística se concentra siempre en la diagonal. Tal y como comentábamos al describir el gráfico 7, esta circunstancia acredita que apenas se producen cambios de un año para otro en las posiciones relativas de los distintos países. Hasta cierto punto este resultado es razonable, por cuanto que es difícil que parámetros como la presión fiscal, el reparto competencial o el grado de autonomía varíen sustancialmente a corto plazo.

Junto con la estimación de las transiciones anuales, hemos incluido en el trabajo la estimación de los cambios en las posiciones relativas que se producen en un horizonte temporal de diez años. Estas estimaciones confirman que la persistencia de las posiciones relativas es también notable a largo plazo; especialmente, en lo referente a los indicadores relacionados con el tipo de competencias que asumen las corporaciones locales en los distintos países. Por lo que respecta a los indicadores de ingresos, la tendencia a largo plazo no es tan clara. Tal y como acreditan los gráficos 8 y 10, una parte importante de la masa probabilística tiende a concentrarse en estos casos en valores alejados de la diagonal.

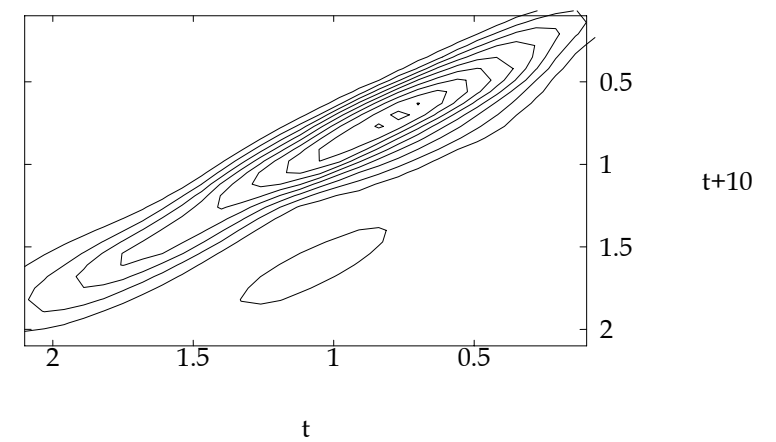
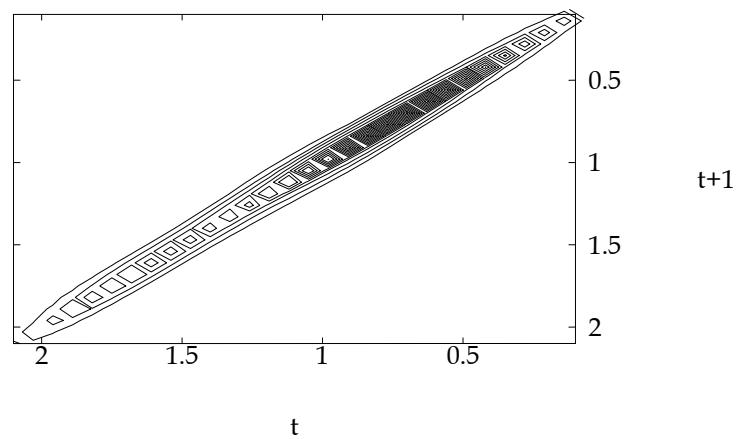
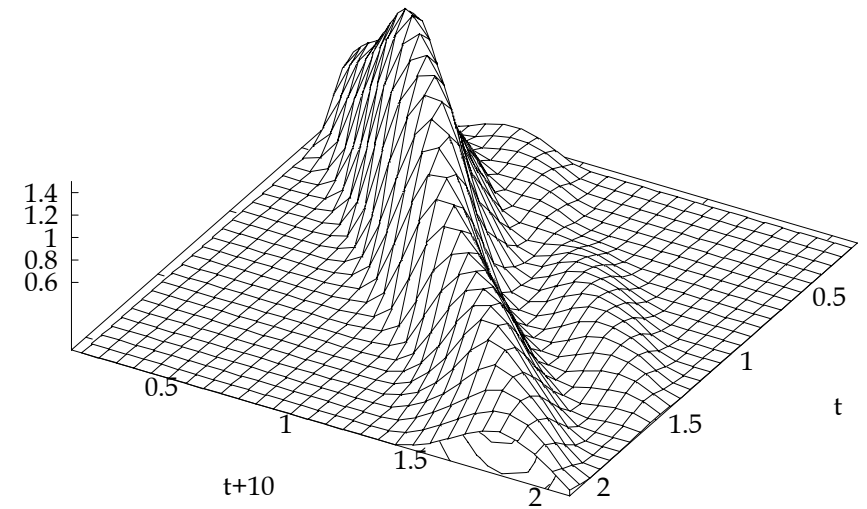
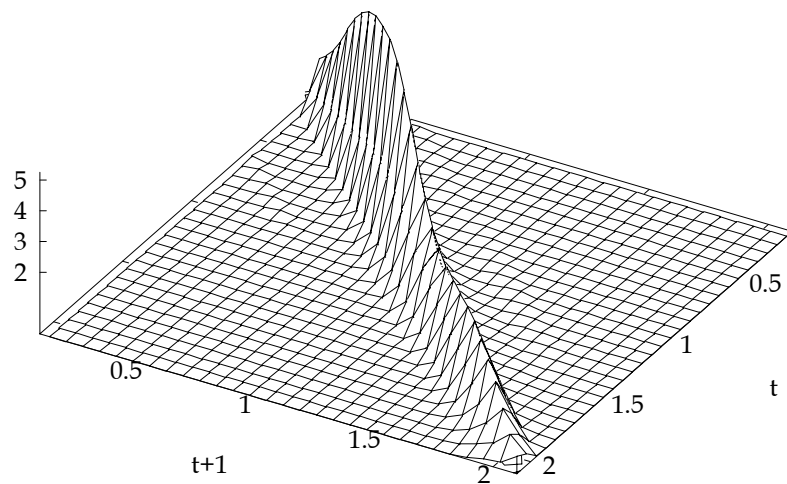
**Gráfico 8: Transiciones en el indicador impuestos / ingresos totales.**

*Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+1$  condicionada al valor en  $t$ .    Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+10$  condicionada al valor en  $t$ .*



### Gráfico 9: Transiciones en el indicador ingresos no impositivos / ingresos totales.

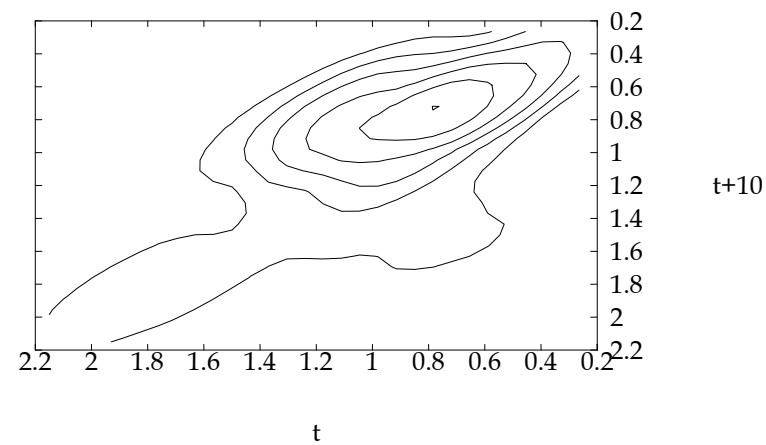
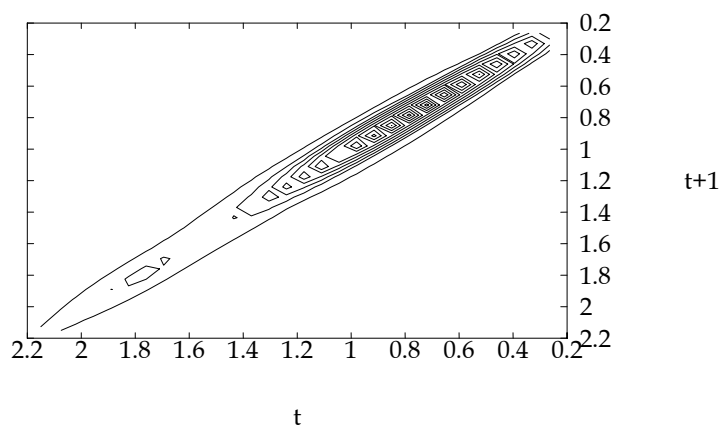
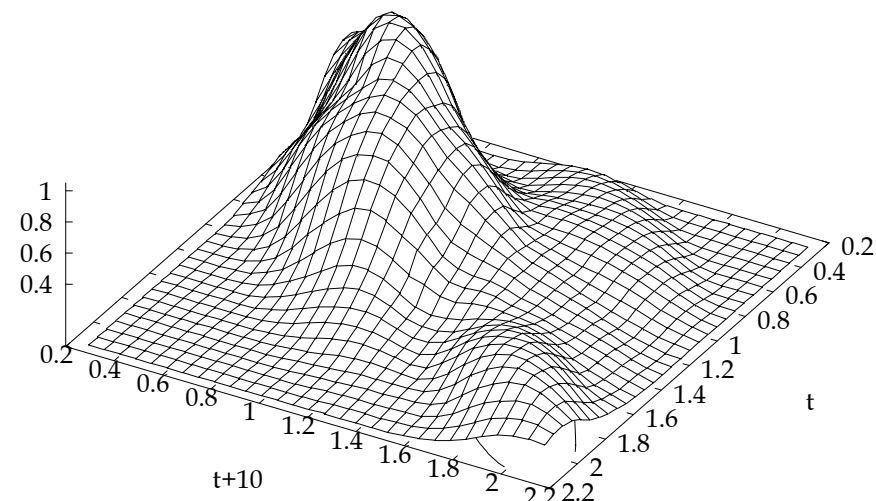
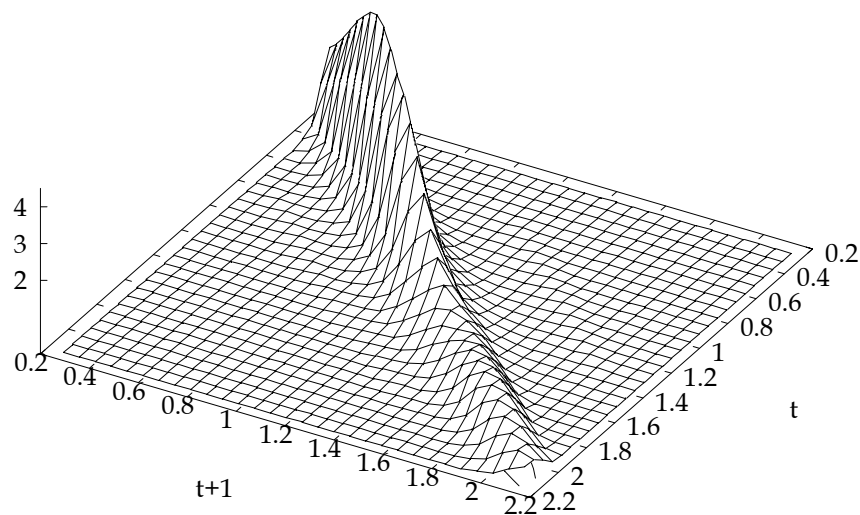
*Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+1$  condicionada al valor en  $t$ .    Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+10$  condicionada al valor en  $t$ .*



**Gráfico**

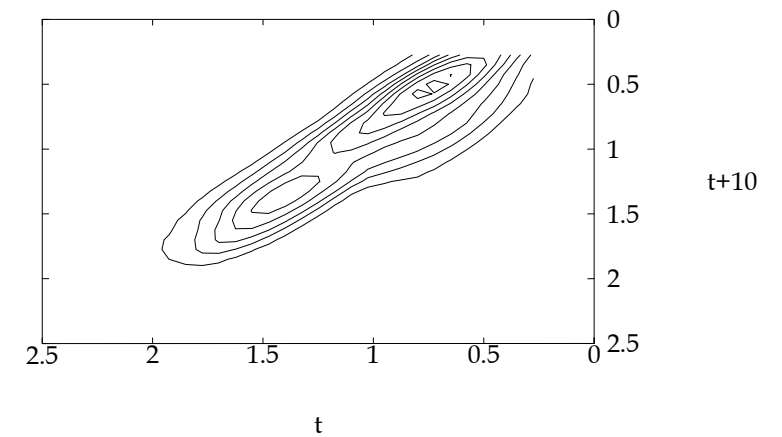
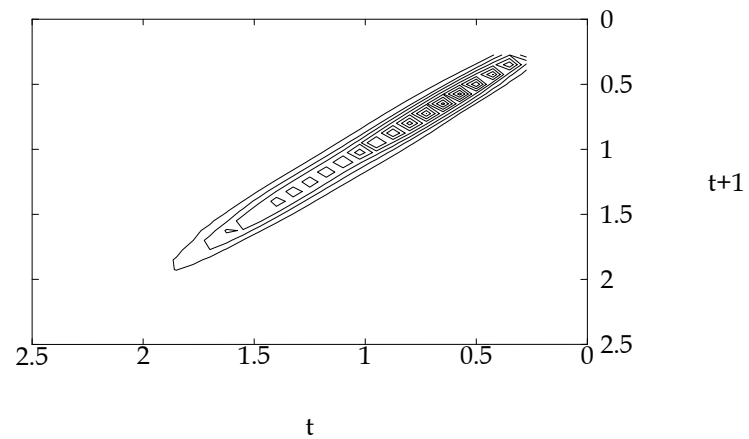
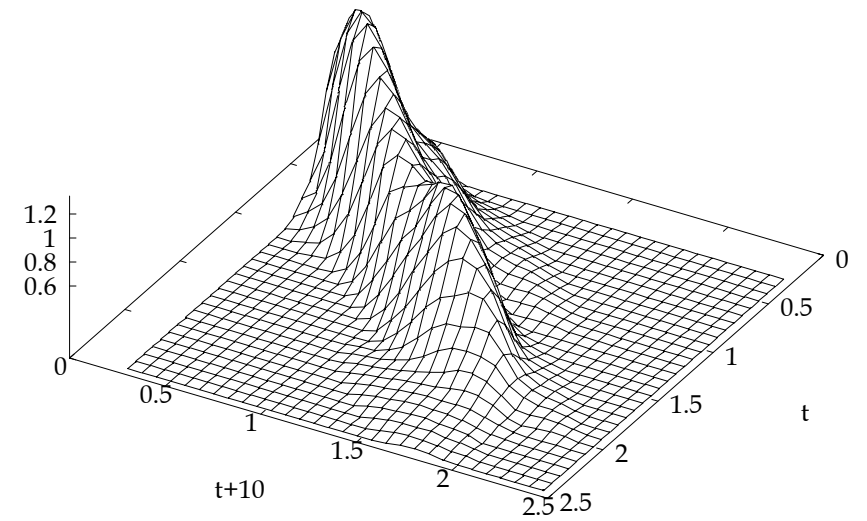
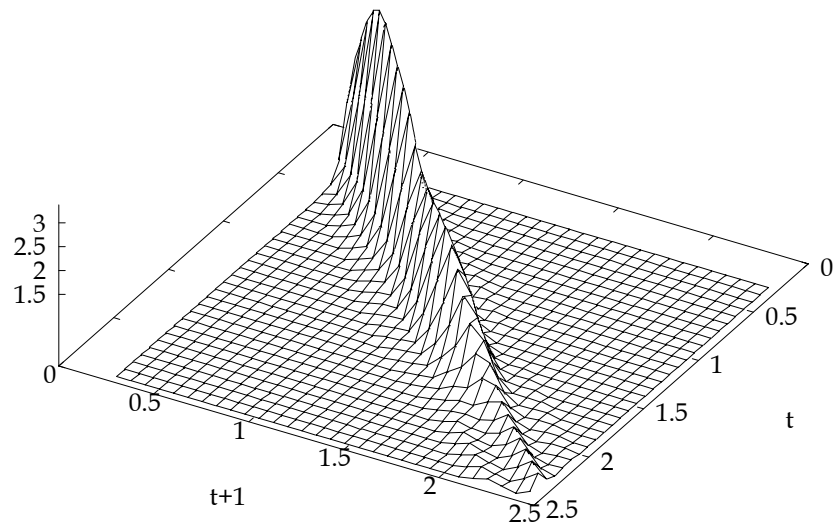
## 10: Transiciones en el indicador transferencias / ingresos totales.

Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+1$  condicionada al valor en  $t$ .    Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+10$  condicionada al valor en  $t$ .



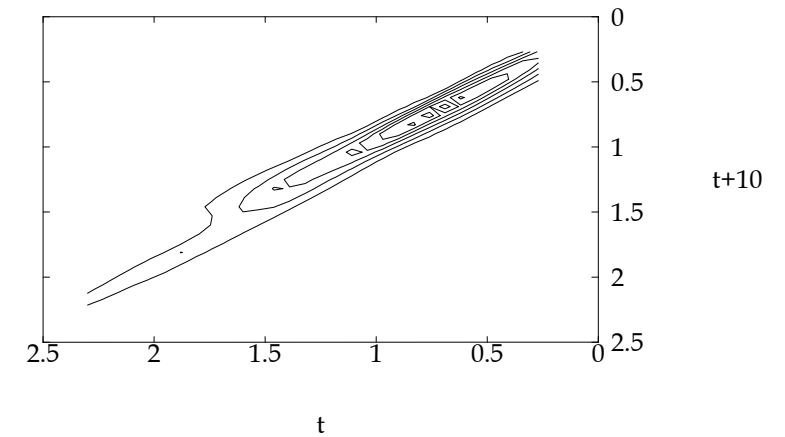
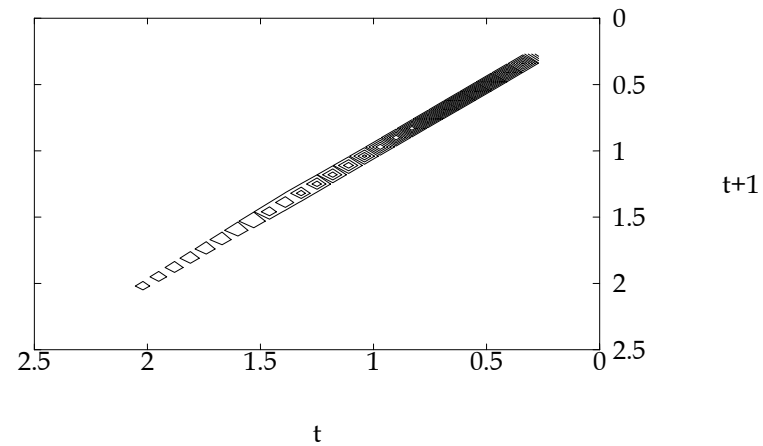
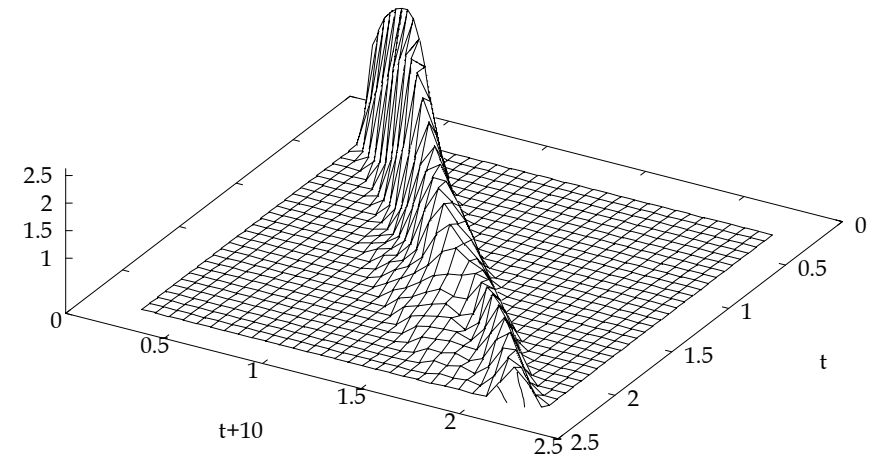
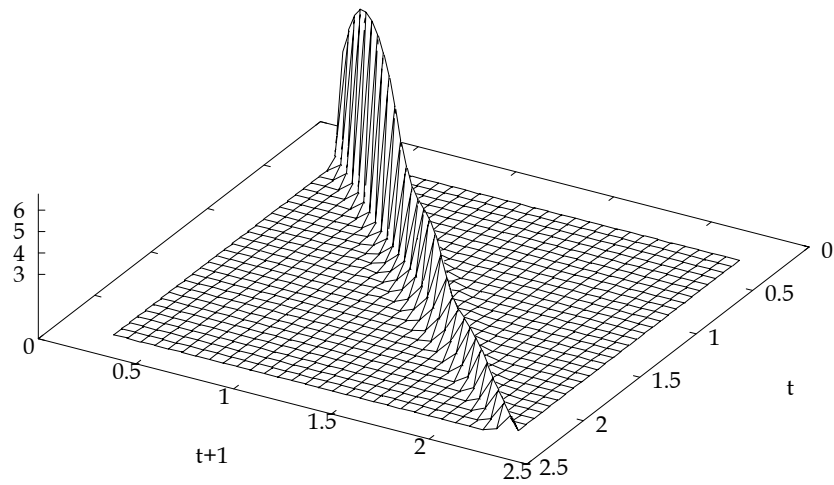
### Gráfico 11: Transiciones en el indicador gastos CC.LL. / gastos AA.PP.

*Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+1$  condicionada al valor en  $t$ .    Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+10$  condicionada al valor en  $t$ .*



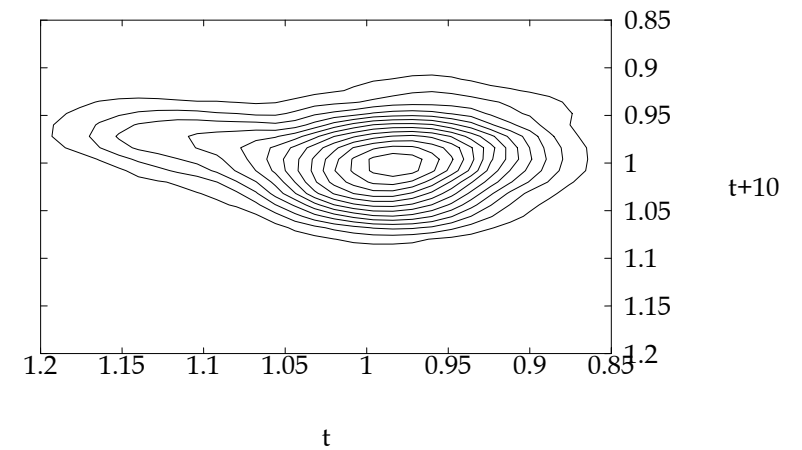
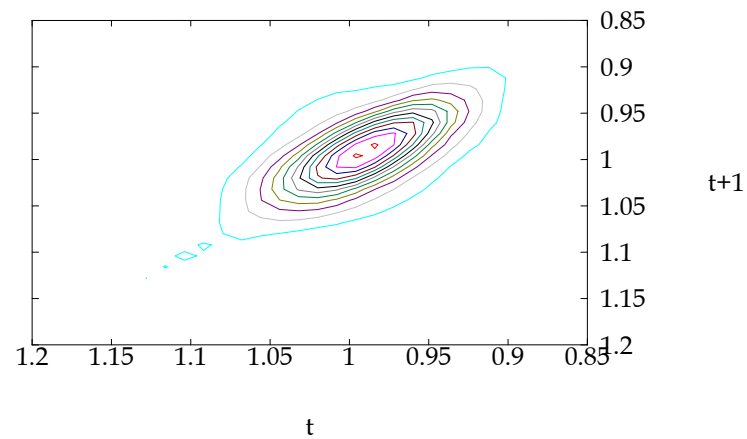
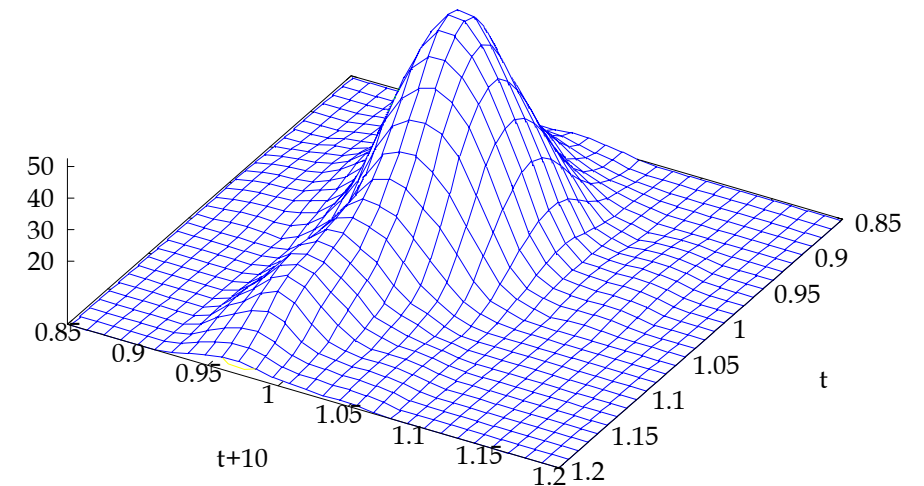
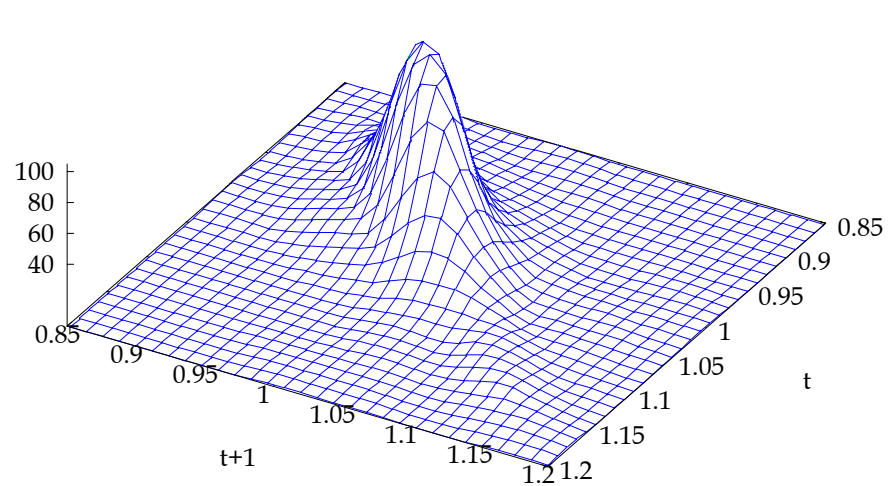
## Gráfico 12: Transiciones en el indicador gastos de capital / gastos totales

*Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+1$  condicionada al valor en  $t$ .    Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+10$  condicionada al valor en  $t$ .*



### Gráfico 13: Transiciones en el indicador gastos totales / ingresos totales

*Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+1$  condicionada al valor en  $t$ .    Estimación de la función de densidad del indicador en  $t+10$  condicionada al valor en  $t$ .*





Por su parte, el indicador relacionado con el déficit público merece, una vez más, una especial atención. El análisis de las transiciones en un horizonte temporal de diez años -gráfico 13- permite confirmar la tendencia a la convergencia del déficit, que intuíamos al analizar la evolución de las funciones de densidad del ratio *Gastos totales / Ingresos totales*. Nótese en este caso cómo la masa probabilística correspondiente a  $t+10$ , se concentra en los valores centrales de  $t$ .

En definitiva, el análisis gráfico desarrollado en este apartado ha permitido profundizar en los resultados del apartado anterior. De hecho, el estudio de los movimientos intra distribución demuestra que las corporaciones locales han tendido a converger en déficit; circunstancia, que no podía afirmarse con rotundidad analizando la evolución en el tiempo de la función de densidad del indicador *gastos totales / ingresos totales*.

Sin embargo, el análisis gráfico de la función de densidad condicionada no siempre es concluyente. Este es el caso de los indicadores de ingresos, que acreditan cierta tendencia a la persistencia en el largo plazo, pero cuya masa probabilística recae en parte en valores alejados de la diagonal. Por ello, es importante completar el análisis gráfico con la estimación de la *distribución ergódica* o a largo plazo de los indicadores.

## 5. LA DISTRIBUCIÓN ERGÓDICA DE LOS INDICADORES

Mediante la estimación de la distribución ergódica, pretendemos conocer cual sería la distribución de probabilidad final de los indicadores, si las transiciones anuales que hemos podido analizar gráficamente en el apartado anterior se repitieran infinitamente. La aproximación que empleamos en este apartado proporciona una medida numérica de la convergencia, que permite resolver la ambigüedad que caracteriza en ocasiones al análisis gráfico.

Suponiendo que  $\lambda_t$  es una medida de la probabilidad asociada a la distribución de una variable en un año concreto, el modelo de probabilidad más simple que describe la transición de un año a otro es:

$$\lambda_t = T^*(\lambda_{t-1}, u_t) \quad [7]$$

donde  $u_t$  es una variable aleatoria y  $T^*$  es una matriz de transición que contiene información sobre el modo de llegar a  $\lambda_t$  desde  $\lambda_{t-1}$  -es decir, informa acerca de los cambios de un año para otro en las posiciones relativas de los individuos analizados-. Si ignoramos la perturbación aleatoria e iteramos [Quah, 1996], llegamos a:

$$\lambda_{t+s} = T^* * T^* * \dots * T^* \lambda_t = (T^*)^s * \lambda_t \quad [8]$$

Esta expresión permitiría, cuando  $s$  tiende a infinito, caracterizar la *distribución ergódica* -o a largo plazo- de un indicador concreto a partir de las matrices de transición anuales.

Pero para poder hallar una estimación de la matriz de transición anual  $T^*$ , es necesario plantear el equivalente discreto de la ecuación (7); es decir, es preciso dividir el espacio  $E$  de las posibles realizaciones de los indicadores en  $r$  estados  $e_1, e_2, \dots, e_r$ . De este modo, es posible estimar la matriz de transición anual  $T^*$ , calculando la matriz  $Q$  que incluye las probabilidades de pasar cada año de un estado a otro. Así, la ecuación (7) queda redefinida como:

$$\lambda_t = Q(\lambda_{t-1}, u_t) \quad [9]$$

donde  $Q$  es una matriz  $r \times r$ .

Dado el reducido tamaño de nuestra muestra de países, hemos decidido dividir el espacio de posibles realizaciones de los distintos indicadores en cuatro estados<sup>8</sup>. La partición de los espacios se ha basado en la distribución de probabilidad de los indicadores en el año inicial -1978-. En particular, hemos seleccionado para cada indicador los tres puntos de corte que permiten que, en el año inicial, la probabilidad de que un país concreto pertenezca a cualquiera de los cuatro estados sea idéntica -el 25%-. Los resultados de la estimación de las matrices de transición  $Q$  de los indicadores y sus correspondientes distribuciones ergódicas aparecen en los cuadros 3 a 8.

---

<sup>8</sup> Aunque lo habitual es dividir el espacio  $E$  en cinco estados:  $e_1, \dots, e_5$ .

**Cuadro 3:** Ingresos fiscales / ingresos totales de las CC.LL. 1978-1995.  
Matriz de transición correspondiente a los países de la UE

Lím. sup. de los estados	0.85	1.06	1.26	1.62
1	0.91	0.09	0.00	0.00
2	0.13	0.76	0.11	0.00
3	0.00	0.11	0.76	0.13
4	0.00	0.00	0.09	0.91
Distribución 1978	0.25	0.25	0.25	0.25
Distribución ergódica	0.28	0.20	0.21	0.31

**Cuadro 4:** Transferencias / ingresos totales de las CC.LL. 1978-1995.  
Matriz de transición correspondiente a los países de la UE

Lím. sup. de los estados	0.64	1.01	1.20	1.91
1	0.98	0.02	0.00	0.00
2	0.00	0.95	0.05	0.00
3	0.00	0.17	0.72	0.10
4	0.00	0.00	0.02	0.98
Distribución 1978	0.25	0.25	0.25	0.25
Distribución ergódica	0.00	0.32	0.10	0.58

**Cuadro 5:** Ing. no impositivos / ingresos totales de las CC.LL. 1978-1995.  
Matriz de transición correspondiente a los países de la UE

Lím. sup. de los estados	0.67	0.84	1.36	1.90
1	0.96	0.04	0.00	0.00
2	0.11	0.74	0.16	0.00
3	0.00	0.11	0.87	0.03
4	0.00	0.00	0.05	0.95
Distribución 1978	0.25	0.25	0.25	0.25
Distribución ergódica	0.42	0.17	0.26	0.15

**Cuadro 6:** Gastos de capital / gastos totales de las CC.LL. 1978-1995.  
Matriz de transición correspondiente a los países de la UE

Lím. sup. de los estados	0.70	0.87	1.39	1.62
1	0.91	0.07	0.02	0.00
2	0.11	0.77	0.11	0.00
3	0.00	0.12	0.80	0.08
4	0.00	0.00	0.08	0.92
Distribución 1978	0.25	0.25	0.25	0.25
Distribución ergódica	0.29	0.22	0.25	0.24

**Cuadro 7:** Gastos de las CCLL / gastos de las AA.PP. 1978-1995  
Matriz de transición correspondiente a los países de la UE

Lím. sup. de los estados	0.55	1.03	1.32	2.09
1	0.88	0.12	0.00	0.00
2	0.09	0.85	0.06	0.00
3	0.00	0.06	0.92	0.02
4	0.00	0.00	0.02	0.98
Distribución 1978	0.25	0.25	0.25	0.25
Distribución ergódica	0.21	0.27	0.26	0.25

**Cuadro 8:** Gastos totales / ingresos totales de las CC.LL. 1978-1995.  
Matriz de transición correspondiente a los países de la UE

Lím. sup. de los estados	0.96	0.99	1.05	1.07
1	0.53	0.16	0.16	0.16
2	0.71	0.00	0.29	0.00
3	0.21	0.07	0.36	0.36
4	0.20	0.00	0.05	0.75
Distribución 1978	0.25	0.25	0.25	0.25
Distribución ergódica	0.16	0.35	0.41	0.08

En términos generales, los resultados presentados en los cuadros confirman las conclusiones que se desprendían del análisis gráfico anterior y aportan luz sobre los aspectos que el análisis gráfico no permitía apreciar. De hecho, en lo referente a los ingresos, la evidencia empírica suministrada permite afirmar que las diferencias existentes entre las CCLL de los distintos países han tendido a aumentar en los últimos años. Como resultado de este proceso, la distribución a largo plazo de los indicadores de ingresos tiende por regla general a la bipolarización. Esta circunstancia resulta especialmente evidente en el caso del ratio *transferencias/ ingresos totales*.

Por lo que respecta a los gastos, los resultados presentados en los cuadros 6 y 7 permiten concluir que a largo plazo la distribución de probabilidad de los indicadores se mantiene en los niveles de 1978. El reparto de competencias entre los distintos niveles de gobierno constituye ante todo un equilibrio político, fruto de una serie de acuerdos y negociaciones, cuyo resultado es difícilmente modificable a medio plazo. No es extraño por tanto que de nuestro análisis empírico se desprenda que la heterogeneidad competencial tiende a mantenerse estable en el tiempo.

Finalmente, el cuadro 8 nos permite confirmar que el único indicador que realmente ha tendido a converger ha sido el déficit público. En términos generales, los gobiernos centrales han sabido trasladar a los gobiernos locales la necesidad de alcanzar los requisitos de entrada en la moneda única; en concreto el tope máximo de déficit público (3% del PIB). Como resultado de esta necesidad de reducir el déficit público, las corporaciones locales de los países de la Unión Europea han tendido a ajustar sus gastos a sus ingresos, con independencia del modo de obtenerlos y del tipo de competencias que históricamente les han correspondido.

## **6. CONCLUSIONES**

El objetivo fundamental de este artículo ha consistido en analizar hasta qué punto las necesidades de información de las Corporaciones Locales europeas han tendido a converger en los últimos años. En este sentido, hay que señalar que la gestión de las corporaciones locales ha estado marcada con carácter general por el objetivo de reducir el déficit público, sin reducir por ello la cantidad y calidad de los servicios prestados a la ciudadanía. De hecho, el análisis empírico desarrollado en este trabajo demuestra que en los últimos 20 años el déficit de las corporaciones locales ha tendido a converger.

Sin embargo, este proceso de convergencia no se ha trasladado a otros aspectos que caracterizan la actividad cotidiana de estas instituciones. Los resultados presentados en los apartados precedentes ponen de manifiesto que los servicios que prestan las corporaciones locales europeas siguen siendo hoy tan heterogéneos como lo eran a finales de los 70. A fin de cuentas, la redistribución de las competencias asignadas a los distintos niveles de gobierno suele ser una cuestión compleja, en la que inevitablemente los aspectos económicos quedan relegados a un segundo plano.

Seguramente por esta razón, el proceso de convergencia del déficit público de las corporaciones locales europeas ha incidido sobre la estructura de sus ingresos más que sobre la naturaleza de sus gastos. Para poder hacer frente a la reducción del déficit público, sin una reasignación previa de las competencias por niveles de gobierno, las corporaciones locales han tendido a utilizar de un modo más intenso las fuentes de ingresos que les son propias. Esta circunstancia se ha traducido en un incremento de las diferencias que caracterizaban a la estructura de sus ingresos. De hecho, la evidencia empírica suministrada en este trabajo revela que la estructura de los ingresos de las corporaciones locales tiende a la divergencia y la bipolarización.

En este escenario, hemos asistido en la década de los 90 a un profundo proceso de reforma de la contabilidad de las corporaciones locales, en el que la necesidad de reducir el déficit ha jugado un papel fundamental. La búsqueda de la eficiencia en la gestión se ha manifestado en términos generales en una aproximación paulatina de la contabilidad pública a la contabilidad empresarial. Dado que la contabilidad empresarial había sufrido un proceso previo de armonización a través de las Directivas Comunitarias, podemos afirmar que la convergencia en déficit ha impulsado la armonización indirecta de la contabilidad pública.

Pero, tal y como advertíamos antes, la convergencia en déficit no ha supuesto una convergencia de los aspectos que caracterizan la actividad cotidiana de las corporaciones locales, básicamente de su estructura de gastos e ingresos. En estas condiciones, la adaptación de la contabilidad pública a la contabilidad empresarial no podía seguir un patrón homogéneo. De hecho, detrás de este objetivo genérico de adaptación de un sistema contable a otro, se esconden importantes diferencias de criterio entre los distintos países, condicionadas por el hecho incuestionable de que las necesidades de información para la gestión siguen siendo diferentes.

Una vez constituido el conjunto de países que formarán parte del Euro y una vez emprendido el proceso de reformas que debe conducir a un equilibrio estable entre los ingresos

y los gastos de las corporaciones locales, es posible que el motor que ha impulsado la armonización de la contabilidad de estas entidades en la década de los 90 se haya agotado definitivamente. En este contexto, no parece razonable esperar en el futuro que la contabilidad de las corporaciones locales tienda de modo natural a una armonización más intensa. Resulta más lógico esperar que el proceso de armonización adopte un carácter regional; esto es, entre países que comparten las mismas necesidades de gestión, porque sus realidades económicas son más parecidas o porque tienden realmente a converger [Monsen, 1994]. Desde esta perspectiva, sería interesante utilizar la metodología expuesta en este trabajo para analizar si, en determinados subgrupos de países europeos, las realidades económicas de las corporaciones locales tienden a ser cada día más homogéneas.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARRO, R.J. y SALA-I- MARTIN, X [1992]: “Convergence”, *Journal of Political Economy*, 100, 2, 223-251.
- BLAKE, J. (1990): “Problems in international accounting harmonisation”. *Management accounting (UK)*, February, págs. 29-31.
- CAO, R., CUEVAS, A., y GONZÁLEZ MANTEIGA, W. [1994]: “A comparative study of several smoothing methods in density estimation”, *Computational Statistics and Data Analysis*, 17, 153-176.
- CHAN J.L. y JONES, R. (eds.) [1988]: *Governmental Accounting and Auditing. International Comparisons*. Routledge, London and New York.
- CHAN, J.L. [1994]: “Accounting and financial management reform in the United States government: an application of professor Lüder’s Contingency Model”. Incluido en Buschor, E. & Schedler, K. (eds.) *Perspectives on Performance Measurement and Public Sector Accounting*. Haupt, Bern, págs. 17-41.
- CHOI, F. D. S. [1981]: “A cluster approach to accounting harmonization” , *Management Accounting (US)*, Agosto, Nueva Jersey.
- CHOI, F.D. S. y MUELLER, G.D. [1992]: *International Accounting*, 2nd Edition. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
- GILLET, J-B y HEILES, C. [1999]: “Implementing the municipal accounting reform in France”. *VII Congreso CIGAR*, Tilburg University, Tilburg, The Netherlands, junio.
- GODFREY, A.; DEVLIN, P. y MERROUCHE, CH. [1996]: “Governmental Accounting in Kenia, Tanzania and Uganda”. Incluido en Chan, J; Jones, R; y Lüder, K. (eds.) *Research in Governmental and Nonprofit Accounting*. Vol. 9, Jai Press Inc. Greenwich, Conectitud, págs. 193-208.
- HELDEN, G. J. van [1998]: “Is Financial stress an incentive for the adoption of businesslike planning and control in Local Government? A comparative study of eight Dutch Municipalities”. 21º Congreso de la European Accounting Association, Antwerp, Belgium. Abril.
- HOOD, C [1995]: “The “New Public Management” in the 1980s: Variations on a Theme”, *Accounting, Organizations and Society*, vol. 20, nº 2/3, págs. 93-109.
- JONES, M.C., MARRON, J.S. y SHEATHER, S.J. [1996]: “A brief survey of bandwidth selection for density estimation”, *Journal of the American Statistical Association*, 91, 433, 401-407.
- LAÍNEZ, J.A. [1993]: *Comparabilidad internacional de la información financiera. Análisis y posición de la normativa española*. Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas. Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.

- LAPSLEY, I. y PALLOT, J. [1997]: "The capital accounting controversy in Local Government Accounting. A New Zealand : UK comparison". *6ª Conferencia CIGAR*. Universidad Bocconi, Milán, junio.
- LAU, LAU y GRIBBIN [1995]: "Cross Sectional Distributions of Financial Ratios", *Journal of Business, Finance and Accounting*
- LÜDER K. ET AL. [1989]: *Comparative Government Accounting Study- Interim Summary Report*, Revised Edition, Speyer: Speyerer Forschungsberichte N° 76.
- \_\_\_\_\_. [1992]: "A contingency model of Governmental Accounting innovations in the political-administrative environment". Incluido en Chan, J.L. & Patton, J.M. *Research in Governmental and Nonprofit Accounting*. Vol. 7, Jai Press, Greenwich, Connecticut, págs. 99-127.
- \_\_\_\_\_. [1994]: "The Contingency Model reconsidered. Experiences from Italy, Japan and Spain". Incluido en Buschor, E. & Schedler, K. (eds.) *Perspectives on Performance Measurement and Public Sector Accounting*. Haupt, Bern, págs.1-16.
- LÜDER, K. y JONES, R. [1996]: "The relationship between national accounting and governmental accounting: state of art and comparative perspectives". Incluido en Chan, J; Jones, R; y Lüder, K. (eds.) *Research in Governmental and Nonprofit Accounting*. Vol. 9, Jai Press Inc. Greenwich, Connecticut, págs. 59-78.
- MÄDER H. y SCHEDLER K. [1994]: "Performance Measurement in the Swiss Public Sector-ready for take-off!". In *Perspectives on Performance Measurement and Public Sector Accounting*, E. Buschor & K. Schedler, eds. Haupt, Bern, pp. 345-364.
- MARÍN-MEDINA, J. [1987]: *La armonización de la contabilidad y de la auditoría. Sus organismos internacionales*. 2ª edición. Serie documental nº 7. Instituto de Censores Jurados de Cuentas de España, Madrid.
- MELLEMVIK, F. y MONSEN, N. [1995]: "Local governmental accounting in Denmark, Norway and Sweden: a comparative study of consolidation issues". Incluido en Montesinos V. y Vela J.M. (eds.) *International Research in Public Sector Accounting*, IVIE, págs. 163-184.
- MONSEN, N. [1994]: "Regional accounting harmonization –A case for regional accounting standards". Incluido en Buschor, E. & Schedler, K. (eds.) *Perspectives on Performance Measurement and Public Sector Accounting*. Haupt, Bern, págs. 291-308.
- MONSEN, N. y NÄSI, S. [1996]: "Local governmental accounting in Finland and Norway: a historical note on cameralisme". Incluido en Chan, J.L.; Jones, R. y Lüder, K. (eds.) *Research in Governmental and Nonprofit Accounting*. Vol. 9, Jai Press, Greenwich, Connecticut, págs.259-274.
- MONTESINOS, V; PINA, V; TORRES, L. y VELA, J.M. [1998]: "Análisis comparado de los principios y prácticas contables de los sistemas contables públicos de los países de la OCDE: una aproximación empírica". *Revista Española de Financiación y Contabilidad*. Vol. XXVII, nº 96, págs. 787-820.
- MUSSARI R. [1995]: Italian Local Government Accounting Reform: an application of professor Lüder's



- contingency model. V Congreso CIGAR. Cour de Comptes, INTEC. Paris, mayo.
- NOBES, C. y PARKER R. [1995]: *Comparative International Accounting*, 4<sup>th</sup> Edition. Prentice Hall International, Englewood Cliffs.
- PALLOT J. [1995]: Contextual variables underlying innovation in National Budgeting, Accounting and Auditing: the case of New Zealand. Paper presented to the 5th Biennial CIGAR Conference. Cour de Comptes, INTEC. Paris.
- PARK, B.U. y TURLACH, B.A. [1992]: "Practical Performance of several data driven bandwidth selectors", *Computational Statistics*, 7, 251-285.
- PINA, V. y TORRES, L. [1996]: "An international comparison of Governmental Annual Accounts". Incluido en Chan, J; Jones, R; y Lüder, K. (eds.) *Research in Governmental and Nonprofit Accounting*. Vol. 9, Jai Press Inc. Greenwich, Conectitud, págs.123-145.
- QUAH, [1993]: "Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis" *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 4, 427-443
- \_\_\_\_\_. [1996]: "Convergence as distribution dynamics (with or without growth)", Discussion Paper 317, CEPR.
- SCHEID, J.C. [1994]: "Le reporting communal: pratiques anglo-américaines et loi ATR". *Revue Française de Finances Publiques*, n° 47, págs. 49-67.
- SHEATHER, S.J. y JONES, M.C. [1991]: "A reliable data-based bandwidth selection method for kernel density estimation", *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B* 53, 3, 683-690.
- SILVERMAN, B.W. [1986]: *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Chapman and Hall. London.
- STOKEY, N.L. y LUCAS JR, R.E. [1989]: "Recursive Methods in Economic Dynamics, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- VELA J.M. [1996]: "Latest developments in Local Government Accounting in Spain". *Financial Accountability & Management*, august, págs. 205-224.
- VELA, J.M. y FUERTES, I. [1997]: "La contabilidad de la Administración Local en Europa: algunas propuestas para su estudio comparativo". *Actualidad Financiera*, monográfico 2, págs. 31-43.
- WAND, M.P. y JONES, M.C. [1994]: "Multivariate plug-in bandwidth selection", *Computational Statistics*, 9, 97-116.